

监管型小股东与股价崩盘风险

——基于投服中心持股行权的经验证据

任鹤, 颜逢

(天津财经大学 会计学院, 天津 300222)

[摘要]选取2010—2020年沪深A股上市公司被投服中心持股行权的样本数据,从中小投资者保护的研究视角出发,考察监管型小股东的监督治理效应,实证检验投服中心持股行权对上市公司股价崩盘风险的影响机制。研究结果表明,当上市公司被投服中心持股行权后,股价崩盘风险显著降低,并且在非国有企业中效应更显著;机制检验发现持股行权通过增强会计稳健性与提升信息披露质量来降低股价崩盘风险;异质性分析考察了内外部监督治理水平差异下持股行权的治理效应,当内部治理效率较低和外部监督不足时,持股行权的影响更为显著,一定程度上发挥了治理替代效应;拓展性分析检验了企业被多次行权后的增量效果以及持股行权在行业间的溢出效应。研究为证券监管贯彻落实“创新监管方式、防范重大风险”的理念提供了理论支持,对提升上市公司质量与完善投资者保护具有重要意义。

[关键词]监管型小股东;股价崩盘风险;内部治理;外部监督;溢出效应;投资者保护;持股行权

[中图分类号]F275;F832.51 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2022)06-0091-10

一、引言

证券监管历来是保障资本市场有效运行、维持市场秩序公平的重要手段,其监管目的在于有效抑制上市公司违规及损害投资者利益行为的发生。我国资本市场监管模式多以行政监管为主。以证监会为首的直接监管机构以《证券法》等顶层设计为指导,与沪深交易所等一线监管平台共同构成了资本市场的监管体系^[1-2]。行政监管作为恪守法制建设顶层设计的主流监管以及交易所问询等一线监管虽然能够发挥有效治理作用^[3-8],但仍有局限。权衡企业违规的成本与收益,资本市场还需不断创新监管形式。

党的十九大以来,创新监管方式、防范重大风险的理念不断被践行并推而广之。“中证中小投资者服务中心”(下称“投服中心”)机构的成立,正式打开了“政府监督”与“市场参与”双主体弹性监管的新局面^[9]。投服中心是以证监会为监管主体的证券金融类机构,始设立于2014年12月,本着提升我国投资者保护水平的目的,为中小投资者自主维权提供支持性服务,代为提供纠纷调解服务以及向政府机构和监管部门反映诉求等功能。投服中心通过对沪深A股所有上市公司持有一手(100股)股票,成为带有行政背景的市场参与监管的小股东^[2]。2017年4月起,投服中心将持股行权工作范围扩大至全国上市公司,机构可以自行或者联合资本市场上有待行权的其他股东主张权利,让中小股东亲自“发声”来积极参与治理。其监管特性在于立足于行政监管之外却又非完全脱离,实质上是证监会监管体系下的制度创新和有益实践^[10]。一方面,政府主体可以作为保障,改善股东维权慢、维权难的局面。另一方面,由于个人股东直面上市公司主体很难直接采取手段维权,投服中心可以自行或者联合主张权利

[收稿日期]2022-05-24

[基金项目]天津市教委社会科学重大项目(2020JWZD04);天津市研究生科研创新项目(2021YJSB344)

[作者简介]任鹤(1994—),女,安徽淮北人,天津财经大学会计学院博士生,主要研究方向为资本市场与公司财务、公司治理,通讯作者,邮箱:renhel226@126.com;颜逢(1997—),女,吉林辽源人,天津财经大学会计学院博士生,主要研究方向为资本市场与公司财务。

的中小股东及时行权以维护权益,做到股东充分知情,行权充分参与。当自身利益受到侵害时,中小股东可以直接行使权利以及时维护权益,而不必事后求偿。其持股行权的典型案件——康美药业(600518)特别代表人证券诉讼胜诉案件,标志着中国式集体诉讼司法实践成功落地,进一步确定了投服中心持股行权在促进中小投资者保护、维护投资者合法利益方面的关键地位。因此,投服中心所代表的“监管型小股东”的力量也对上市公司起到了监督治理效应。研究发现,随着投服中心试点的建立,试点地区企业财务重述的可能性和审计费用明显下降^[11-12],信息披露质量提高^[13],大股东掏空行为明显得到抑制^[14]。企业被持股行权会带来显著的正向市场反应^[2],这保障了中小投资者的利益^[9]。

股价崩盘现象严重影响资本市场的健康发展和投资者的信心,损害了资源的有效配置和中小投资者的合法权益。有研究成果证实财务报告透明度^[15-16]、履行社会责任^[17]、影子银行化^[18]、对外担保^[19]等增加了股价崩盘风险,而内部控制^[20]、自愿性信息披露^[21]、控股股东监督^[22]有效降低了股价崩盘风险。外部监管对抑制股价崩盘起到了更为直接的作用。政府审计监管可以促使被审计公司及时披露负面信息,从而缓解股价崩盘风险,且存在行业溢出效应^[23]。受退市新规和质押新规影响的公司面临更低的股价崩盘风险^[24-25]。交易所年报问询函等预防性监管能够抑制信息披露违规,促使企业及时释放负面消息^[26]。证券监管在降低股价崩盘风险的过程中发挥了积极有效的治理作用。可以预见,投服中心持股行权也能够企业内部改善信息不对称,降低股价崩盘风险。基于投服中心持股行权的研究视角,本文将实证检验监管型小股东的治理效应。

本文可能存在的学术贡献在于:第一,丰富证券监管治理的相关研究。既有文献多从行政监管和预防性监管的角度出发,而本文将补充监管型小股东借助投服中心持股行权发挥治理效应的实证研究。和已有文献不同的是,本文着重关注投服中心持股行权的真实效果而非试点设立的监管效应,为证监会等监管机构贯彻“创新监管与防范风险”理念提供经验证据,对完善中小投资者保护与促进上市公司良性发展具有实践意义。第二,扩展股价崩盘风险影响因素的研究领域。本文将从代表中小股东利益的投服中心行权角度出发,以崭新的视角研究降低股价崩盘风险的新路径,从而缓解崩盘风险和维持资本市场稳定。第三,厘清投服中心持股行权发挥治理效应的真实机制,并且通过拓展性检验剖析多次行权及持股行权在行业间的监管溢出效应,为企业防范风险和资本市场稳定提供理论支持。

二、理论分析与研究假设

代理理论认为,两权分离产生的代理问题增强了信息不对称程度,从而导致了股价崩盘风险。究其原因,管理层多出于谋求私利动机刻意隐藏企业面临的“坏消息”而加速披露“好消息”。基于对信息定性的分层,管理层对“好”“坏”消息的分布并未按照对称形式随机发布,这会严重提高信息不对称程度,降低信息披露质量。信息披露是中小股东获取企业信息并进行决策的关键途径,高质量的信息披露能够有效提升信息透明度以及增强会计稳健性,从而缓释股价崩盘风险^[27]。

首先,监管型小股东行权监管引入了创新型治理模式,以投服中心为依托的中小股东通过持股行权,运用调解纠纷及诉讼维权等手段积极参与治理,中小股东得以在事前、事中、事后发挥有效的监督作用。企业被行权,表明该企业可能存在财务状况、经营成果以及信息披露等需要投资者关注的问题,企业应进一步增强信息供给,提升信息质量。一则从事前控制层面来看,投服中心作为证监会的直接管理机构,以监管型小股东的身份持股行权,体现了监管机构积极参与治理的动力与态度。而且投服中心机构下设计行权事务部、纠纷调解部以及维权事务部等多个部门,配以专业性更强的组织人员,机构专业人士具有更强的信息甄别能力和信息解读能力。因此,投服中心持股行权监管效率更高,在对上市公司进行行权等事前控制时能够促使企业发布的信息更具有稳健性。二则从事中控制角度而言,投服中心通

过证券纠纷调解手段畅通投资者表达与权利救济渠道,强化沟通联系与信息共享,在此过程中通过排查预警与示范判决,充分发挥督导作用,更能加强执法联动,发挥职能优势,引导中小投资者积极参与治理,进一步提升上市公司信息质量,降低隐藏“坏消息”的风险。三则从事后维权机制来看,企业被投服中心行权后可能面临更高的声誉受损压力和诉讼风险,投服中心特别证券代表人诉讼制度强化了维权手段,极大地提高了对于企业的监督治理效果。如康美药业证券诉讼胜诉落地的案件,成为投服中心行权监管抑制企业财务造假等信息披露违规的一大里程碑事件。因此,为了维护企业声誉和降低诉讼风险,管理层也会加速披露可能导致企业面临潜在风险的“坏消息”,抑制由管理层捂盘动机导致的股价崩盘风险^[28]。

其次,监管型小股东一方面具有行政监管背景,另一方面又能通过灵活的行权手段发挥监管效应。从行政监管角度来看,以投服中心为主体依托的监管型小股东行权背靠政府监管,投服中心的行权手段和管理运行,都直接受到政府行政公权力的管辖,而且行权工作开展和进度受证监会实时监督。因此,投服中心持股行权在政府背景下开展工作能够对上市公司起到更强的监管效果,从而提升企业的信息披露质量,增强会计稳健性。从灵活行权监管角度来看,投服中心持股行权时可以借助中小股东的身份参与股东大会、业绩说明会以及网上直接行权等方式,同时也能够直接参与监督企业的经营活动和财务状况,切实行使监督质询权等。这种方式使得中小投资者可以获得企业公开披露年报、公告等以外的增量信息,降低管理层与投资者之间的信息不对称程度,进而有助于增强信息稳健性。此外,投服中心行权代表中小股东行使权益,企业所面临的潜在风险将受到媒体、债权人、分析师以及机构投资者等多方利益相关者的监督^[29],进一步提高信息质量,从而抑制股价崩盘风险。据此,本文提出研究假设1:

假设1:监管型小股东行权能显著降低企业股价崩盘风险。

投服中心持股行权这一创新型证券监管手段,有效发挥了监管型小股东的治理效应,显著降低了企业的股价崩盘风险。但在产权性质不同的条件下,企业经营目标、社会责任以及政治支持都不尽相同,这些都影响着企业的内外部治理机制。我国行政监管权力的实施源于司法授予,目的在于维护资本市场交易的公平性,保护中小投资者利益不受侵害。证券监管背后所依托的监督权力和政府行政权力处于一种结构性平衡,但其独立行权往往由于受到政府的垂直领导而被政治权力所干预^[30]。在中国制度背景下,国有企业有着天然的政治优势与政治关联度,而非国有企业缺乏密切的政治背景。因此在面临监管时,非国有企业更易成为证券监管的对象且当企业违规时所受的监管处罚更重^[31]。而且由于政治联系,国有企业被行政监管的执法效率更低^[32]。此外,由于治理机制的不完善,非国有企业更容易滋生代理问题以及存在对经营业绩进行盈余操纵的动机,进而降低会计信息质量,从而导致股价崩盘风险。因此,在代理冲突更强且内外部治理效率更低的情形下,可以预测投服中心持股行权对股价崩盘的抑制效应更显著,投服中心可能作为监督治理的补偿机制发挥重要作用。据此,本文提出研究假设2:

假设2:投服中心持股行权降低股价崩盘风险的影响机制在非国有企业中更显著。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文通过选取2010—2020年上市公司被投服中心持股行权的数据进行实证考察,其中投服中心持股行权的数据来源于中证中小投资者服务中心官网,经手工收集整理。截至2020年底,受到持股行权的上市公司共计191家。股价崩盘风险指标参考既有文献计算得出,控制变量及所有财务指标数据均来自于CSMAR数据库。样本筛选过程如下:(1)剔除金融业、ST和*ST类以及上市不足一年的上市公司;(2)剔除当年交易小于30周的样本;(3)剔除所有资不抵债和关键性变量缺失的样本。为了消除极端影响,对所有的连续变量进行上下1%的Winsorize缩尾处理。最终共得到20901个观测值。经过筛

选后, 受到持股行权的上市公司为 114 家。

(二) 变量定义与说明

1. 股价崩盘风险。参照 Hutton 等的研究成果^[15] 构建股价崩盘风险指标 (*CrashRisk*), 以负偏态收益系数 (*Ncskew*) 和收益上下波动率 (*Duvol*) 进行衡量。具体计算步骤如下:

首先计算企业的周特质收益率 $W_{i,t}$ 和残差, i 和 t 代表企业和周数:

$$W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t}) \tag{1}$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{m,t-2} + \beta_2 R_{m,t-1} + \beta_3 R_{m,t} + \beta_4 R_{m,t+1} + \beta_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中, $R_{i,t}$ 为考虑现金红利再投资的回报率, $R_{m,t}$ 为全部上市公司的加权平均收益率。

其次分别计算负偏态收益系数 (*Ncskew*) 和收益上下波动率 (*Duvol*), n 代表交易周数, n_u 、 n_d 代表周特质收益率高于 (低于) 平均收益率的周数:

$$Ncskew = - \left[n(n-1)^{3/2} \sum w_{i,t}^3 / (n-1)(n-2) (\sum w_{i,j}^2)^{3/2} \right] \tag{3}$$

$$Duvol = \ln \left(n_u - 1/n_d - 1 * \sum Down W_{i,j}^2 / \sum U_p W_{i,j}^2 \right) \tag{4}$$

Ncskew 和 *Duvol* 数值越大, 代表上市公司面临的股价崩盘风险越高。

2. 投服中心行权。本文旨在考察投服中心持股行权的真实治理效果。因此设虚拟变量 *Treat*。当上市公司当年被投服中心持股行权时, 定义 *Treat* 变量为 1, 否则为 0。

3. 控制变量。本文进一步控制了资产负债率 (*Lev*)、公司规模 (*Size*)、总资产收益率 (*Roa*)、市账比 (*Mb*)、可操控性应计 (*Absacc*)、周特质收益率年度标准差 (*Sigma*)、周特质收益率年度均值 (*Rew*)、月均换手率差值 (*Dturn*) 等可能对于股价崩盘风险产生影响的变量。同时控制了年度 (*Year*)、行业 (*Ind*) 固定效应。关键变量定义及说明具体如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量符号	定义及说明
解释变量	企业当年是否被行权	<i>Treat</i>	当年被“投服中心”行权定义为 1, 否则为 0
被解释变量	负偏态收益系数	<i>Ncskew</i>	$Ncskew = - \left[n(n-1)^{3/2} \sum w_{i,t}^3 / (n-1)(n-2) (\sum w_{i,j}^2)^{3/2} \right]$
股价崩盘风险	收益上下波动率	<i>Duvol</i>	$Duvol = \ln \left(n_u - 1/n_d - 1 * \sum Down W_{i,j}^2 / \sum U_p W_{i,j}^2 \right)$
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产取自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产
	市账比	<i>Mb</i>	年末市值/账面价值
	连续 3 年的可操控性应计	<i>Absacc</i>	根据修正的 Jones 模型计算
	周特质收益率年度标准差	<i>Sigma</i>	考虑现金红利再投资的收益率标准差
	周特质收益率年度均值	<i>Rew</i>	考虑现金红利再投资的收益率均值
	月均换手率	<i>Dturn</i>	t 年与 $t-1$ 年月均换手率差值

(三) 模型设计

参考 Hutton 等的研究^[15], 本文构建如下模型:

$$CrashRisk = \beta_0 + \beta_1 Treat + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Roa + \beta_5 Mb + \beta_6 Absacc + \beta_7 Sigma + \beta_8 Rew + \beta_9 Dturn + Year + Ind + \varepsilon \tag{5}$$

其中 *CrashRisk* 代表股价崩盘风险指标, 由 *Ncskew* 和 *Duvol* 表示; *Treat* 表示企业是否被投服中心持股行权指标; *Year* 及 *Ind* 代表年度、行业固定效应。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

描述性统计结果如表2所示,其中 *Ncskew* 和 *Duvol* 的均值分别为 -0.290 和 -0.190,标准差分别为 1.130 和 0.880,说明股价崩盘风险在样本中存在较大差异,并且 *Ncskew* 和 *Duvol* 的概率分布与现有研究成果相一致^[33-34]。*Treat* 均值为 0.010,标准差为 0.070,说明被投服中心持股行权观测值约占总样本的 1%,上市公司被投服中心持股行权的总体规模不高,这也源于投服中心作为创新型的证券监管方式,还在不断完善其行权方式。其余控制变量均不存在异常情况。

表2 描述性统计结果

变量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Ncskew</i>	-0.290	1.130	-5.990	-0.280	5.530
<i>Duvol</i>	-0.190	0.880	-6.660	-0.220	5.070
<i>Treat</i>	0.010	0.070	0.000	0.000	1.000
<i>size</i>	22.440	1.340	15.580	22.250	28.640
<i>lev</i>	0.460	0.200	0.070	0.450	0.880
<i>Roa</i>	0.040	0.050	-0.180	0.030	0.190
<i>Absacc</i>	0.070	0.130	0.000	0.050	6.220
<i>Rew</i>	0.000	0.010	-0.040	0.000	0.080
<i>Sigma</i>	0.060	0.020	0.010	0.060	0.250
<i>Dturn</i>	0.430	0.470	0.030	0.280	2.850

(二) 基准回归结果

回归结果如表3所示。列(1)、列(2)为多元OLS回归结果,*Treat*系数分别为-0.226和-0.176,均在5%的水平上显著为负。列(3)、列(4)为控制固定效应的回归结果,*Treat*系数分别为-0.342和-0.260,当企业被投服中心持股行权后,显著抑制股价崩盘风险的产生。支持了假设1。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ncskew</i>	<i>Duvol</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Duvol</i>
<i>Treat</i>	-0.226 ** (-1.98)	-0.176 ** (-2.34)	-0.342 *** (-2.98)	-0.260 *** (-3.19)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	1.728 *** (9.97)	1.134 *** (8.86)	0.799 * (1.82)	0.858 *** (2.67)
<i>Obs</i>	20901	20901	20901	20901
<i>R-squared</i>	0.255	0.368	0.270	0.382

注:控制变量合并列示,括号中为t值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

根据产权性质对国有企业和非国有企业进行分组,将国有企业定义为1,非国有企业定义为0。重新回归后结果如表4所示,在非国有企业中,*Treat*系数分别为-0.339和-0.236,在5%的水平上显著为负,而在国有企业分组中,*Treat*系数分别为-0.226和-0.171,不存在显著性。假设2得到支持。

表4 产权性质回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国有企业 <i>Ncskew</i>	国有企业 <i>Ncskew</i>	非国有企业 <i>Duvol</i>	国有企业 <i>Duvol</i>
<i>Treat</i>	-0.339 ** (-2.36)	-0.226 (-1.12)	-0.236 ** (-2.33)	-0.171 (-1.36)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.176 (-0.28)	1.956 *** (2.82)	0.204 (0.44)	1.532 *** (3.07)
<i>Obs</i>	10955	9589	10955	9589
<i>R-squared</i>	0.252	0.303	0.365	0.419

(三) 稳健性检验

1. 改变样本窗口期。投服中心自2014年设立试点并于2017年推广至全国实践。本部分重新将样本观测期设置为2014—2020年。此外,由于2015年资本市场面临所谓的“股灾”事件,很有可能由于外部环境的急剧改变影响股价崩盘风险。为了剔除重大事件的影响,将样本观测期2剔除2015年。重新回归,结论不变。

2. 剔除除参与召开股东大会以外行权方式。据投服中心官网显示,投服中心赴上市公司持股行权时可以采用参加股东大会、重大资产重组说明会、网上行权、公开呼吁及诉讼等方式。在进行样本筛选时,由于重大资产重组说明会召开时被行权的企业大多数为停牌期,而且期限较长,此时股价的信息较为复杂,且由于企业处于特殊时期,可能无法真实显示投服中心持股行权的净效应。而在整理数据时发现,由于统计时间距今较近,网上行权及公开发声呼吁等行权方式样本观测值有限。诉讼属于事后维权手段,而且可能对企业股价崩盘风险产生影响,因此仅采用投服中心参与召开股东大会的样本数据进行

重新回归,结论不变。

3. DID 双重差分分析。投服中心于 2014 年在全国部分地区设立试点城市以行权保障中小投资者的合法权益,因此 *Treat* 变量定义为企业是否处于投服中心试点设立地区[上海市、广东省(不含深圳市)、湖南省]。如企业处在投服中心试点地区时,定义为 1,否则为 0。增设 *Post* 变量,企业首次被投服中心持股行权的当年及以后年份,定义为 1,否则为 0。我们主要观测 *Treat* × *Post* 的系数。*Treat* × *Post* 系数均在 1% 的水平上显著为负,本文结论稳健。

4. PSM 倾向匹配得分法。当企业被投服中心持股行权时,可能因企业特征以及治理特征等产生系统性的选择偏差。因此,本部分通过 PSM 倾向匹配得分方法对被持股行权的企业在控制组中进行 1:3 最近邻匹配处理组。经过 PSM 匹配处理后,处理组和控制组匹配效果良好且不存在显著差异。重新对样本进行回归,本文结论未发生变化。

5. 进一步采用加入其他控制变量、考虑多重标准下的稳健标准误、控制地区固定效应等方法进行检验,结论依然可靠。

五、进一步分析

(一) 机制检验

信息披露水平的提升能够有效抑制管理层隐藏“坏消息”的机会主义动机而引致的股价崩盘风险。上市公司被投服中心行权后,一方面,中小股东通过持股行权亲自“发声”来积极参与治理。企业将进一步强化信息供给,增强会计信息稳健性,从而加速管理层确认披露“坏消息”,抑制管理层捂盘动机导致的股价崩盘风险。另一方面,当被投服中心持股行权后,企业更倾向于向外部利益相关者披露企业内部信息,提升信息披露质量,从而降低股价崩盘风险。本文参考 Khan 和 Watts 的研究^[35],以 *CScore* 和 *Gscore* 指标度量会计稳健性,以 *KV* 指数度量信息披露质量,进行机制验证。

CScore 和 *Gscore* 指标用来度量上市公司对于“好消息”和“坏消息”的确认程度,进一步用来衡量会计稳健性,以体现信息不对称程度和信息质量。

$$EPS_{it}/P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 D_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, EPS_{it} 为每股收益, P_{it} 为 t 年期初的股票价格, R_{it} 为股票收益率,以考虑现金红利再投资的月个股回报率度量, D 为虚拟变量, $R_{it} < 0$ 时取值为 1,否则为 0。其中 β_0 为 *Gscore*, β_1 为 *CScore*。*CScore* 数值越高,说明企业对“坏消息”披露更加及时,会计稳健性越强。而 *Gscore* 数值越低则代表企业更能及时披露“好消息”,会计稳健性越强。

借鉴 Kim 和 Verrecchia 的研究^[36],以 *KV* 指数度量信息披露质量,*KV* 指数作为一个负向指标,数值越高代表企业信息披露质量越差。

$$\ln |\Delta P_t / P_{t-1}| = \alpha + \beta (Vol_t - Vol_0) + \delta_t \quad (7)$$

其中以 P_t 代指上市公司股票在第 t 个交易日收盘价, Vol_t 代指交易总股数, Vol_0 代指平均每个交易日的交易数量。 β 值即为 *KV* 指数。

回归结果如表 5 所示,列(1)、列(2) *Treat* 的系数分别为 0.242 和 -0.242,均在 5% 的水平上显著相关。列(3) *Treat* 系数为 -0.030,在 10% 的水平上显著负相关。以上数据表明,企业被投服中心持股行权后可以显著增强会计稳健性与提升信息披露质量,进而降低股价崩盘风险。

(二) 异质性检验:内部治理与外部监督

在内部治理效率较低的企业,由于存在代理冲突,管理层

表 5 机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>CScore</i>	<i>Gscore</i>	<i>KV</i>
<i>Treat</i>	0.242 ** (2.34)	-0.242 ** (-2.34)	-0.030 * (-1.86)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	3.989 (1.05)	-3.960 (-1.04)	-0.269 *** (-3.10)
Obs	18898	18898	18845
R-squared	0.008	0.008	0.219

会有更强的自利动机来隐藏“坏消息”。因此良好的内部治理机制有助于提升信息透明度,降低股价崩盘风险。本文以独董占比、管理层持股比例以及两职合一情况作为判定企业治理效率的依据。当企业独董占比和管理层持股高于年度行业中位数以及总经理和董事长两职分离时,本文将其定义为内部治理效率较高的企业。回归结果如表6的Plan A和Plan B所示,在独董占比和管理层持股较低以及总经理和董事长两职合一的分组中,*Treat*系数均显著为负。这说明内部治理效率较低的企业隐藏“坏消息”的动机更强,容易增加股价崩盘风险。诚然,股价崩盘风险的发生不仅受到内部治理效率的影响,外部监督也会发挥重要的作用。当外部监督不足时,投资者和企业面临的内外部信息不对称程度更高,更加容易发生股价崩盘现象。外部审计能够显著提升企业信息披露质量,审计质量较高的企业面临投服中心行权时,发挥外部监督的边际增量价值较低。作为资本市场上重要的信息媒介,外部分析师扮演着至关重要的信息需求者和供给者的角色,他们通过对各种渠道获得的企业内外部信息整理解读并作出预测,缓解企业与投资者之间的信息不对称。机构投资者的持股比例可以在一定程度上代表机构在企业中的话语权,能够积极发挥监督作用,约束大股东对企业的“掏空”行为。因此机构投资者持股比例越高,越能有效改善企业信息透明度。因此,本部分预测审计质量较低、分析师关注较少以及机构投资者持股比例更低的企业信息质量较低,投服中心持股行权发挥治理替代效应弥补了此劣势,当上市公司面临投服中心行权后抑制崩盘风险的效果在低组别会更显著。

根据如上分析,本部分以审计质量、分析师关注度和机构投资者持股比例的高低作为划分外部监督环境强弱的依据并进行分组。当审计质量、分析师关注度和机构投资者持股比例较高时为外部监督环境强组别,反之为弱组别。回归结果如表7的Plan A和Plan B所示,在外部监督不足的组别中,*Treat*系数均显著为负,说明外部监督环境较差时,投服中心持股行权的治理效应更强。

表6 异质性检验:内部治理回归结果

Plan A								
	独董 占比高	独董 占比低	独董 占比高	独董 占比低	管理层 持股低	管理层 持股高	管理层 持股低	管理层 持股高
	<i>Ncskew</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Duval</i>	<i>Duval</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Duval</i>	<i>Duval</i>
<i>Treat</i>	-0.001 (-0.01)	-0.956*** (-6.01)	-0.086 (-0.76)	-0.553*** (-5.24)	-0.349*** (-2.58)	-0.384 (-1.36)	-0.254*** (-2.69)	-0.261 (-1.40)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.812 (1.40)	1.801** (2.28)	0.620 (1.47)	1.640*** (2.86)	1.334** (2.43)	0.200 (0.20)	1.110*** (2.78)	0.791 (1.02)
Obs	13072	7829	13072	7829	15082	5085	15082	5085
R ²	0.282	0.263	0.403	0.361	0.276	0.282	0.389	0.401
Plan B								
	两职分离		两职合一		两职分离		两职合一	
	<i>Ncskew</i>		<i>Ncskew</i>		<i>Duval</i>		<i>Duval</i>	
<i>Treat</i>	-0.217 (-1.58)		-0.408* (-1.76)		-0.134 (-1.43)		-0.333** (-2.42)	
<i>Controls</i>	Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>Year</i>	Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>Ind</i>	Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>Constant</i>	1.257** (2.39)		0.634 (0.52)		1.119*** (2.95)		0.716 (0.76)	
Obs	15890		4711		15890		4711	
R ²	0.272		0.268		0.391		0.372	

表 7 异质性检验:外部监督回归结果

Plan A								
	机构投资者 持股高	机构投资者 持股低	机构投资者 持股高	机构投资者 持股低	分析师 关注低	分析师 关注高	分析师 关注低	分析师 关注高
	<i>Ncskew</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Duol</i>	<i>Duol</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Duol</i>	<i>Duol</i>
<i>Treat</i>	-0.232 (-1.32)	-0.400** (-2.56)	-0.094 (-0.74)	-0.341*** (-3.12)	-0.461*** (-2.71)	-0.117 (-0.70)	-0.356*** (-3.02)	-0.046 (-0.39)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.397 (0.51)	1.145 (1.58)	0.336 (0.58)	1.198** (2.31)	1.278 (1.64)	0.897 (1.26)	0.991* (1.78)	1.077** (2.01)
Obs	10394	10489	10394	10489	9371	11530	9371	11530
R ²	0.288	0.268	0.406	0.380	0.269	0.289	0.377	0.407
Plan B								
	审计质量低		审计质量高		审计质量低		审计质量高	
	<i>Ncskew</i>		<i>Ncskew</i>		<i>Duol</i>		<i>Duol</i>	
<i>Treat</i>	-0.328*** (-2.78)		-0.413 (-0.74)		-0.260*** (-3.07)		-0.118 (-0.45)	
<i>Controls</i>	Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>Year</i>	Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>Ind</i>	Yes		Yes		Yes		Yes	
<i>Constant</i>	1.166** (2.55)		-5.160* (-1.88)		1.073*** (3.19)		-3.287 (-1.45)	
Obs	19407		1494		19407		1494	
R ²	0.268		0.364		0.379		0.504	

六、拓展性分析

(一) 投服中心多次行权的增量治理效果

在样本观测期内,有个别上市公司被投服中心频繁关注,例如慧球科技(600556)于2014、2015和2020年多次被投服中心行权。那么多次行权能否对投服中心监管治理起到增量效应,进而抑制企业股价崩盘风险?我们在本部分的研究中进一步探讨。本文增设变量 *Frequent* 衡量企业是否被投服中心多次行权。如果被多次行权定义为1,否则为0。回归结果如表8所示,列(1)、列(2)中 *Frequen* × *Treat* 系数分别为-0.798和-0.513,均在1%的水平上显著为负,这表明投服中心行权会对股价崩盘风险有增量抑制效应。

(二) 投服中心行权的监管溢出效应

企业受到行权监管等事项会引起中小投资者以及行业内的同侪企业的关注,从而影响自身的经营决策以及信息披露。本部分将验证投服中心持股行权是否会在行业间产生监管溢出效应,我们增设 *Number* 变量来衡量上市公司被持股行权当年行业内部其他企业被投服中心持股行权的次数之和。回归后结果如表8所示,列(3)、列(4)中 *Number* 的回归系数分别为-0.012和-0.011,在5%和1%水平上显著为负,这表明行业内的其他企业被持股行权,能够降低本企业的股价崩盘风险,投服中心持股行权具有监管溢出效应。

表 8 拓展性分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ncskew</i>	<i>Duol</i>	<i>Ncskew</i>	<i>Duol</i>
<i>Frequen</i> × <i>Treat</i>	-0.798*** (-3.03)	-0.513*** (-2.97)		
<i>Number</i>			-0.012** (-2.21)	-0.011*** (-2.79)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.814* (1.85)	0.869*** (2.70)	0.779* (1.77)	0.839*** (2.60)
Obs	20901	20901	20901	20901
R-squared	0.270	0.382	0.270	0.382

七、结论性评述

作为证监会等监管机构的创新方式,投服中心以投资者保护为核心出发点,通过参与上市公司股东大会、业绩说明会、网上行权、公开呼吁以及维权诉讼等手段,积极发挥外部监管的有效治理效应。因此,本文选取监管型小股东的视角,考察了投服中心持股行权对于股价崩盘风险的影响。研究表明,投服中心持股行权有效降低了股价崩盘风险,并且在非国有企业中更为显著。机制检验得出,持股行权能够增强会计稳健性,提升信息披露质量。异质性分析发现,该治理效应在内部治理效率较差和外部监督不足的公司中更加显著。此外,拓展性分析考察了当企业被多次行权时的增量效应以及投服中心持股行权对行业间股价崩盘风险的监管溢出效应。

从本文结论可以得出如下启示:首先,投服中心行权兼具市场化和法治化的模式,作为行政监管的补充性手段,应该和预防监管、司法监管等手段保持互联互通,优化诸如参与股东大会、业绩说明会以及网上行权等多样化投服行权方式。以更加精准务实的举措提升持股行权效率,拓展行权工作的广度、深度,提高持股行权的有效性、专业性和权威性。其次,监管机构应该不断推进司法进程建设,如以新《证券法》施行为契机,完善投服行权制度的顶层设计。进一步完善事前、事中、事后等行权维权手段的实施细则,降低中小投资者行权成本,构建起“事前预防监督-事中实质监管-事后代表维权”的强监管环境,提升会计信息披露质量。最后,投服中心在持股行权工作开展的同时,应注重投资者教育安排,倡导投资者积极行使股东权利。进一步健全投资者保护的制度机制与监管体系,畅通投资者依法维权追偿渠道,号召广大投资者共同参与公司治理,维护中小投资者的合法权益。

参考文献:

- [1] 陈运森,袁薇,兰天琪.法律基础建设与资本市场高质量发展——基于新《证券法》的事件研究[J].财经研究,2020(10):79-92.
- [2] 陈运森,袁薇,李哲.监管型小股东行权的有效性研究:基于投服中心的经验证据[J].管理世界,2021(6):142-158.
- [3] Chen G, Firth M, Gao N. Is China's securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2005, 24(6):451-488.
- [4] 吴溪,张俊生.上市公司立案公告的市场反应及其含义[J].会计研究,2014(4):10-18+95.
- [5] Hung M Y, Wong T J, Zhang F. The value of political ties versus market credibility: Evidence from corporate scandals in China[J]. Contemporary Accounting Research, 2015, 32(4):1641-1675.
- [6] 刘星,陈西婵.证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J].会计研究,2018(1):60-67.
- [7] 陈运森,邓祎璐,李哲.证券交易所一线监管的有效性研究:基于财务报告问询函的证据[J].管理世界,2019(3):169-185.
- [8] 李晓溪,饶品岳,岳衡.年报问询函与管理层业绩预告[J].管理世界,2019(8):173-188.
- [9] 辛宇,黄欣怡,纪蓓蓓.投资者保护公益组织与股东诉讼在中国的实践——基于中证投服证券支持诉讼的多案例研究[J].管理世界,2020(1):69-87.
- [10] 中国社科院法学所与华英证券有限责任公司课题组.持股行权理论与中国实践研究[M].北京:法律出版社,2018.
- [11] 何慧华,方军雄.监管型小股东的治理效应:基于财务重述的证据[J].管理世界,2021(12):176-195.
- [12] 刘馨茗,吴浩翔,胡锋等.中小投资者行权会影响审计费用吗?——基于多时点双重差分模型的实证研究[J].审计研究,2021(6):80-89.
- [13] 熊家财,童大铭.投服中心与投资者保护:来自信息披露的证据[J].江西财经大学学报,2022(1):32-46.
- [14] 黄泽悦,罗进辉,李向昕.中小股东“人多势众”的治理效应——基于年度股东大会出席人数的考察[J].管理世界,2022(4):159-185.
- [15] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 94(1):67-86.
- [16] Jin L, Myers C S. R2 around the world: New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 79(2):257-292.
- [17] 权小锋,吴世农,尹洪英.企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”? [J].经济研究,2015(11):49-64.

- [18] 司登奎, 李小林, 赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2021(6): 174-192.
- [19] 伊志宏, 王皓, 陈钦源. 企业对外担保与股价崩盘风险——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2021(4): 157-177.
- [20] 叶康涛, 曹丰, 王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. 金融研究, 2015(2): 192-206.
- [21] 曹廷求, 张光利. 自愿性信息披露与股价崩盘风险: 基于电话会议的研究[J]. 经济研究, 2020(11): 191-207.
- [22] 王化成, 曹丰, 叶康涛. 监督还是掏空: 大股东持股比例与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2015(2): 45-57.
- [23] 褚剑, 方军雄. 政府审计的外部治理效应: 基于股价崩盘风险的研究[J]. 财经研究, 2017(4): 133-145.
- [24] 林乐, 郑登津. 退市监管与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2016(12): 58-74.
- [25] 连玉君, 刘畅. 质押新规、股价崩盘风险与公司价值[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2021(5): 182-196.
- [26] 张俊生, 汤晓建, 李广众. 预防性监管能够抑制股价崩盘风险吗? ——基于交易所年报问询函的研究[J]. 管理科学学报, 2018(10): 112-126.
- [27] 杨棉之, 张园园. 会计稳健性、机构投资者异质性与股价崩盘风险——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2016(5): 61-71.
- [28] LaFond R, Watts R L. The information role of conservatism[J]. The Accounting Review, 2008, 83(2): 447-478.
- [29] Bozanic Z, Dietrich J R, Bret A J. SEC comment letters and firm disclosure[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2017, 36(5): 337-357.
- [30] Allen F, Qian J, Qian M J. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 77(1): 57-116.
- [31] Anderson R, Rahman R. The impact of minority shareholder Watchdog Group activism on the performance of targeted firms in Malaysia[J]. Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance, 2009(5): 67-92.
- [32] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 等. 政治关联影响投资者法律保护的执行效率吗? [J]. 经济学(季刊), 2013(2): 373-406.
- [33] 曹廷求, 张光利. 自愿性信息披露与股价崩盘风险: 基于电话会议的研究[J]. 经济研究, 2020(11): 191-207.
- [34] 陈克兢, 熊熊, 杨国超, 等. 投服中心行权与投资者信息劣势缓解: 基于股价崩盘的视角[J]. 世界经济, 2022(9): 204-228.
- [35] Khan M, Watts R L. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2): 132-150.
- [36] Kim O, Verrecchia R E. The relation among disclosure, returns, and trading volume information[J]. The Accounting Review, 2001, 76(4): 633-654.

[责任编辑:黄 燕]

Regulatory Minority Shareholders and Stock Price Crash Risk ——Evidence from China Securities Investor Service Center's Exercise of Shareholding

REN He, YAN Feng

(School of Accounting, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: This paper selects the sample data of equity exercise of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies by Investment Service Center from 2010 to 2020, and investigates the supervision and governance effect of regulatory minority shareholders from the perspective of small investor protection. This research empirically tests the influence mechanism of investment service center's shareholding exercise on the stock price crash risk of listed companies. The results show that the risk of stock price crash is significantly reduced when the listed companies are held by the investment service center, and the effect is more significant in non-state-owned enterprises. Mechanism test found that shareholding exercise can reduce the risk of stock price crash by enhancing accounting conservatism and improving the quality of information disclosure; Heterogeneity analysis examines the governance effect of shareholding exercise under the difference of internal and external supervision and governance levels. When internal governance efficiency is low and external supervision is insufficient, the impact of shareholding exercise is more significant, which plays the governance substitution effect to a certain extent. The extended analysis examines the incremental effect of multiple exercise and the regulatory spillover effect of equity exercise in the industry. The research provides theoretical support for the implementation of the concept of "innovating supervision methods and preventing major risks" in securities regulation, and is of great significance for improving the quality of listed companies and improving investor protection.

Key Words: regulatory minority shareholder; stock price crash risk; internal governance; external supervision; spillover effect; investors protection; exercise of shareholding